УДК: 629.114.4(575.2)

Э.С. НУСУПОВ , И.Э.СУЮНТБЕКОВ
E.mail. ksucta@elcat.kg

РАСЧЕТНО-ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЙ МЕТОД ОЦЕНКИ АДАПТИВНЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ АВТОТРАНСПОРТНЫХ СРЕДСТВ

Бул макалада тоолуу шарттарда автомобиль транспортун пайдалануунун адаптациялык көрсөткүчтөрүн эксперименттик изилдөө методикасы каралган.

В данной статье рассматривается методики экспериментальных исследований адаптивных показателей автомобильного транспорта в горных условиях эксплуатации.

In given article is considered methodses of the experimental studies of the adaptive factors of the car transport in mountain condition of the usages.

По оцениваемым эксплуатационно-техническим свойствам различают испытания на тягово-скоростные качества, топливную экономичность, тормозные качества, управляемость и устойчивость, плавность хода, проходимость, шум и вибрацию, эргономические качества и обитаемость, надежность, дорожную и экологическую безопасность АТС и др.

На основе полученных результатов нужно установить эмпирические законы распределения интенсивности эксплуатации АТС и проверить гипотезы о виде законов распределения. Для исследования статистических данных подбирался теоретический закон распределения непрерывной случайной величины. Вид закона распределения выбирался по наилучшему значению параметра согласия эмпирического и теоретического законов распределения, полученных с помощью одного из известных критериев:

$$x = \sum_{i=1}^{M}\left(z_1(i) - \frac{zp(1)^2}{z}Pi\right);$$

– критерий Пирсона (1)

– критерий Бернштейна

$$D = \left(1/N\right)\sum_{i=1}^{N}\left((z(i)-zp(i))^2 \Big/ \left[zp(i)(1-zp(i)/n)\right]\right); \quad (2)$$

$$J = \left|\sum_{i-1}^{N}\frac{(z_1(i)-z_p(i))^2}{p(i)\left[1-zp(i)/n\right]} - N\right|\sqrt{2N+4\theta},$$

– критерий Ястремского (3)

где θ – параметр критерия Ястремского;

$$R = \left|x^2 - k\right| \Big/ (\sqrt{2K}),$$

– критерий Романовского (4)

где K – число степеней свободы;

$$Z = \max\left(\sqrt{n/Z_c(i)} - F(i)\right).$$

– критерий Колмогорова-Смирнова (5)

Методом моментов вычислены значения оценочных параметров теоретических распределений по формулам:

Стьюдента $\hat{\theta} = 2S^2 \big/ (S^2 - 1)$; (6)

Максвела $\hat{\theta} = \sqrt{\pi/2}\, \bar{x}/2$; (7)

Показательное распределение $\hat{\theta} = 1/\bar{x}$ (8)

Рэлея $\hat{\theta} = \bar{x}/1.253314$; (9)

XU-квадрат $\hat{\theta} = \bar{x}$; (10)

Гамма-распределение $\hat{\theta}_1 = \bar{x}/S^2$, $\hat{\theta}_2 = \bar{x}^2/S^2$; (11)

Распределение Вейбулла $\hat{\theta}_1 = \left(\bar{x}/bm\right)^m$, $\hat{\theta}_2 = S$; (12)

Нормальное распределение $\hat{\theta}_1 = \bar{x}$, $\hat{\theta}_2 = S$; (13)

Логнормальное распределение

$$\hat{\theta}_1 = 2\ln\bar{x} = 0{,}5\ln(S^2 - \bar{x}_2)\,;\quad \hat{\theta}_2 = [\ln(S^2 + \bar{x}^2) - 2\ln\bar{x}]^{0,5}. \qquad (14)$$

Для описания эмпирических данных выбирался тот теоретический закон, у которого мера расхождения по выбранному критерию оказалась наименьшей.

Для полной оценки соответствия эмпирического распределения выбранному теоретическому исследованию используется критерий Пирсона, который рассчитывается по следующей формуле

$$\chi^2 = n\sum_{i=1}^{N}\frac{\left[f_{эмп}^{(i)} - f_{теор}^{(i)}\right]^2 h_i}{f_{теор}^{(i)}}, \qquad (15)$$

где n – количество наблюдений; $f_{эмп}^{(i)}$ – эмпирическое значение дифференциальной функции распределения в i-м интервале; $f_{теор}^{(i)}$ – теоретическое (рассчитанное по закону распределения) значение дифференциальной функции распределения в i-м интервале; h_i – длина интервала.

Значение χ^2 не должно превышать табличное, определенное для данного числа степеней свободы, с определенной вероятностью.

С формированием выборки из двух групп возникнет необходимость в проверке однородности исходного статистического материала, в конечном итоге нам дает возможность объединения различных выборок в одну общую для дальнейшей обработки.

Для решения данной задачи необходимо использовать критерии, как χ^2 критерий, критерий знаков, критерий серий, критерий Бартлетта, Стьюдента, Вилкоксона и др., в свою очередь они выбираются на основании: предположения или ее отсутствия о виде распределения, количества выборок, объемов выборок и т.д. /2, 3,4/.

В данной работе используется критерий Вилкоксона, рекомендуемый для анализа однородности двух малых, независимых выборок и позволяющий полностью проверить гипотезу функций распределения генеральных совокупностей F(x) и F(y) совпадают по всей области их определения, т.е. F(x) ≡ F(y), а также с помощью W-статистики.

1) Значение критерий Вилкоксона основано из вычислений инверсий U. После упорядочивания данных в обеих выборках n_1 и n_2 составляется общий вариационный ряд

$x_1, y_1, x_2, x_3, y_2, y_3, \ldots$
значением критерий является вычисленной для x и y общее число инверсий U. Если инверсия в раннем порядке n_1+n_2 наблюдений, то число значений x предшествует рассматриваемому числу y т.е.

$U = 1 + 3 + 3 + \ldots$

При этом оценка математического ожидания числа инверсий будет равна

$$U = n_1 n_2/2, \qquad (16)$$

а оценку дисперсии числа инверсий можно вычислять по уравнению

$$S^2(U) = n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)/12 \qquad (17)$$

Надо отметить /4/, что если число наблюдений в каждой из двух выборок больше 10, то распределение случайного числа инверсий общего вариационного ряда асимптотически нормально. Тогда, функция распределения симметрична. Следовательно, при проверке гипотезы об однородности двух выборок обычно применяется критерий, т.е.

$$U\alpha H = \overline{U} - И_{\alpha 2} \cdot S(U), \qquad (18)$$

$$U_{\alpha B} = U + И_{\alpha 2} S(U), \qquad (19)$$

где $И_{\alpha 2}$ – квантиль нормального распределения для уровня значимости α.

Таким образом, можно сделать вывод, что если $U_{\alpha H} < U < U_{\alpha B}$, то гипотеза об однородности выборочных наблюдений можно применять. Если значение U выходит из рамки границы, то гипотезу об однородности выборочных наблюдений нельзя применять.

2) Значение критерия в других случаях основано на вычислении ранговой W – статистики /1/:

$$W = \sum_i^n z_i,$$

где z_i – порядковый номер элемента общего вариационного ряда, т.е. ранг.

Обычно W вычисляется для той выборки, у которой число элементов меньше, т.е. $n_1 < n_2$.

Когда математическое ожидание и дисперсия статистики равны:

$$M[W] = n_1(n_1 + n_2 + 1)/2, \qquad (20)$$

$$\delta_W^2 = n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)/12. \qquad (21)$$

Тогда условие принятия гипотезы H_0 запишется виде (для n_1, $n_2 \leq 25$):

$$W_{min}(\alpha/2, n_1, n_2) \leq W \leq W_{max}(\alpha/2, n_1, n_2), \qquad (22)$$

где $W_{min}(\alpha/2, n_1, n_2)$ – нижняя граница критической области, определяется по таблице /2/.

$W_{max}(\alpha/2, n_1, n_2)$ – верхняя граница критической области:

$$W_{max}(\alpha/2, n_1, n_2) = 2 \cdot M[W] - W_{min}(\alpha/2, n_1, n_2). \qquad (23)$$

Таким образом, выборка N = 31 единиц, сформированная из двух групп автомобилей (n_1 = 13 и n_2 = 18), является однородной и в дальнейших расчетах можно рассматривать как единая.

Проведенные экспериментальные исследования подконтрольных АТС позволили определить показателей их надежности в конкретных горных условиях эксплуатации и являются базой для подтверждения результатов выполненных теоретических разработок.

Список литературы

1. Анисимов А.П. Экономика, организация и планирование работы автомобильного транспорта [Текст] / А.П. Анисимов и др. – М.: Транспорт, 1986. – 34с.
2. Ансофф И. Новая корпоративная стратегия [Текст] / И.Ансофф. – СПб.: Питер 1999. – 645 с.
3. Афанасьев Л.Л.Автомобильные перевозки [Текст] / Л.Л.Афанасьев, С.М. Цукербург. – М.: Транспорт, 1973. – 386 с.
4. Нусупов Э.С. и др. Эффективность использования автотранспортных средств в горных условиях [Текст] / Наука и новые технологии // I съезд ученых Кыргызской Республики ГУНиНТ МОНиК КР. – Бишкек: 2000. – с. 71-74.